Богоутдинов Б. Б., канд. экон. наук; Морозова Т. Н.; Брежнев А. Д.; Максименко А. Д.
(ООО «Консалтинговая компания “2Б Диалог”», Москва, Россия)
E-mail: b.boris@2bdgroup.com

ЭКОНОМЕТРИЧЕСКОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ ЦЕНЫ ПРЕДЛОЖЕНИЯ АВТОЗАПРАВОЧНЫХ СТАНЦИЙ: РЕЗУЛЬТАТЫ И ОГРАНИЧЕНИЯ ПО ДАННЫМ РОССИЙСКОГО РЫНКА

Ключевые слова: автозаправочная станция; сбытовая инфраструктура нефтепродуктов; цена предложения; эконометрическое моделирование; гедонистическая регрессия; логарифмическая модель; ценовые факторы; цифровизация.

На основе 436 объявлений о продаже автозаправочных станций (АЗС), собранных по 60 субъектам Российской Федерации за 2025 г., исследована связь цены предложения с местоположением, классом станции, количеством топливораздаточных колонок (ТРК), числом топливораздаточных рукавов и площадью капитальных строений. Итоговая логарифмическая модель построена по 133 объявлениям, содержащим полный набор показателей с ненулевыми значениями. Она объясняет 65,5 % вариации логарифма цены предложения (R^2 = 0,655; нормированный R^2 = 0,642) и значима в целом (F = 48,29; p < 0,001). На 5%-ном уровне статистически значимы класс АЗС, количество ТРК, площадь строений и число рукавов; коэффициент местоположения имеет пограничную значимость (p = 0,058). Для количественных факторов коэффициенты интерпретируются как эластичности: увеличение числа ТРК на 1 % связано с ростом цены предложения в среднем на 0,49%, площади строений — на 0,15 %, числа рукавов — на 0,71 % при прочих равных условиях. Показано, что модель пригодна для первичного скрининга и анализа массовых данных, но не заменяет индивидуальную оценку; она основана на публичных ценах предложения, чувствительна к полноте описаний и не учитывает трафик, бренд, правовой статус земли, состояние оборудования и состав продаваемого бизнеса.

Введение

Рынок автозаправочных станций (АЗС) отличается малым числом сопоставимых объектов и неполнотой сведений о них. Кроме того, цена объявления может относиться как к имущественному комплексу, так и к действующему бизнесу. Поэтому цены даже схожих по параметрам станций сильно различаются и прямое сравнение объявлений малоинформативно.

Вместе с тем основные характеристики АЗС (число ТРК и рукавов, площадь строений, класс, местоположение, пролив, выручка) измеримы, что позволяет описать цену как функцию этих характеристик. Такой подход соответствует гедонистическому моделированию [1, 2]. Результатом является не стоимость конкретной АЗС, а усредненная зависимость цены от параметров, отражающая публичные ожидания продавцов, а не цену сделки.

Цель работы — построить и интерпретировать модель зависимости цены предложения АЗС от доступных технико-эксплуатационных и территориальных параметров, определить статистически значимые факторы и установить границы практического применения модели. Эмпирической основой послужило отраслевое исследование ценообразования АЗС ООО «КК “2Б Диалог”» [3].

Материалы и методы

Данные и выборка. Использованы 436 предложений о продаже АЗС в 60 субъектах Российской Федерации за 2025 г. (из 468 объявлений исходного исследования). Данные собирались мониторингом специализированных порталов с уточнением у продавцов и агентов; цены варьировались от 0,65 до 700 млн руб. Из-за неполноты описаний выборка сокращалась до 177 объектов с данными по основным факторам, 138 с полным набором пяти факторов и 133 после исключения значений, не допускающих логарифмирования. Это повышает сопоставимость, но создает риск смещения: объявления с полным набором параметров могут не быть случайной частью исходной совокупности.

Переменные и их кодирование. Зависимая переменная — цена предложения P, руб. (в модели используется ее логарифм). Объясняющие переменные: местоположение L (прочие населенные пункты — 1; крупные города, не являющиеся центрами субъектов Российской Федерации, — 2; центры субъектов, кроме Москвы и Санкт-Петербурга, — 3; Санкт-Петербург — 4; Московская область — 5; Москва — 6; класс АЗС C (простой, средний, высший — коды 1–3); количество ТРК T; количество рукавов H; площадь капитальных строений без навеса S, м^2. Все они входят в модель в виде логарифмов (ln).

Кодирование местоположения по средней заработной плате за ноябрь 2025 г. (13 градаций — от кода 3 при уровне менее 40 тыс. руб. до кода 15 при уровне свыше 150 тыс. руб. в месяц; данные портала Bdex.ru [4]) снизило R^2 с 0,655 до 0,470, поэтому сохранена статусная шкала. Коды местоположения и класса порядковые, поэтому их коэффициенты нельзя считать эластичностью или одинаковым эффектом каждой ступени.

Спецификации и критерии качества. Параметры оценивались методом наименьших квадратов. Логарифмическая форма выбрана потому, что она ослабляет влияние правосторонней асимметрии распределения цен и исключает отрицательные расчетные значения [5]. Качество оценивалось по R^2, нормированному R^2, F-статистике, t-статистикам и p-значениям; связь предикторов диагностировалась по матрице парных корреляций с порогом 0,7, но окончательный вывод о мультиколлинеарности требует дополнительной проверки [6]. Простое экспоненцирование при обратном переходе дает оценку условной медианы; для средней цены нужна поправка Н. Дюана [7], которая здесь не рассчитывалась.

Результаты

Описательные характеристики. Медианная цена предложения по 436 объявлениям — 17 525 000 руб., средняя — 43 761 902 руб. Бензиновые станции составляли 88 % предложений, газовые — 4 %, комбинированные — 8 %; 79 % объектов находились внутри населенных пунктов, 21 % — на трассах; в выборку входили действующие и недействующие станции и готовые бизнесы.

Итоговая модель. Первая модель по трем наиболее полно представленным параметрам (местоположение, число ТРК, число рукавов) объясняла 60,71 % вариации логарифма цены. Линейная модель пяти факторов по 138 наблюдениям (R^2 = 0,605; нормированный R^2 = 0,593) давала отрицательные расчетные значения для части недорогих объектов, поэтому итоговая модель построена в логарифмах:

$$\ln \hat{P} = 13{,}92353 + 0{,}271083 \ln L + 0{,}579186 \ln C + \\ + 0{,}488928 \ln T + 0{,}154654 \ln S + 0{,}707685 \ln H, \quad (1)$$

где $\hat{P}$ — расчетная цена предложения, руб.

Выбор спецификации основан не только на R^2 (для цены и ее логарифма он несопоставим), но и на допустимом знаке прогноза и снижении влияния выбросов.

Модель значима в целом (F = 48,287; $p = 8{,}93 \cdot 10^{-28}$); R^2 = 0,6553, нормированный R^2 = 0,6417, 133 наблюдения. Стандартная ошибка 0,666 в мультипликативном выражении — exp(0,665935)≈1,95. Вот почему R^2 = 0,655 отражает объясняющую способность в выборке, но не точность индивидуального прогноза. Коэффициенты приведены в таблице. На 5%-ном уровне значимы класс АЗС, число ТРК, площадь строений и число рукавов; для местоположения p = 0,058, доверительный интервал включает ноль, поэтому влияние пограничное: подтверждено на 10%-ном, но не на 5%-ном уровне. Парные корреляции факторов не превышают 0,447, что существенно ниже порога 0,7; признаков сильной мультиколлинеарности не выявлено.

Интерпретация коэффициентов и пример применения. Для непрерывных переменных коэффициенты степенной модели представляют собой эластичности: при прочих равных условиях рост числа ТРК на 1 % связан с ростом цены предложения в среднем на 0,489 %, площади строений — на 0,155 %, числа рукавов — на 0,708 %. Наибольшая эластичность числа рукавов согласуется с их связью с ассортиментом топлива и пропускной способностью, но это ассоциация, а не причинный эффект.

Для порядковых кодов эффект зависит от исходной ступени: переход с 1-го на 2-й класс связан с различием цены около 49,4 %, со 2-го на 3-й — около 26,5 %; для соседних кодов местоположения — от 20,7 % (1→2) до 5,1 % (5→6). Эти значения условны, так как шкала порядковая, а коэффициент местоположения незначим на 5%-ном уровне; более строгий вариант — индикаторные переменные, интерпретация которых в логарифмических моделях рассмотрена Р. Халворсеном и Р. Палмквистом [8].

Для условной АЗС среднего класса (C = 2) в центре субъекта (L = 3) с шестью ТРК (T = 6), строения-

Коэффициенты итоговой модели

Переменная	Коэффициент	Станд. ошибка	t	p	95%-ный доверительный интервал
Константа	13,9235	0,2645	52,6419	< 0,0001	13,4001; 14,4469
Ln L — местоположение	0,2711	0,1417	1,9132	0,0580	–0,0093; 0,5515
Ln C — класс АЗС	0,5792	0,1688	3,4319	0,0008	0,2452; 0,9131
Ln T — количество ТРК	0,4889	0,1470	3,3260	0,0012	0,1980; 0,7798
Ln S — площадь строений	0,1547	0,0601	2,5750	0,0112	0,0358; 0,2735
Ln H — количество рукавов	0,7077	0,0954	7,4163	< 0,0001	0,5189; 0,8965

ми 150 м² (S = 150) и двенадцатью рукавами (H = 12) формула (1) дает около 67,8 млн руб. — ориентир центрального уровня цены предложения до поправки на обратное преобразование, но не рыночная стоимость по Федеральному закону от 29 июля 1998 г. № 135-ФЗ «Об оценочной деятельности в Российской Федерации» и не цена сделки.

Альтернативная модель с выручкой. В исходном исследовании оценена и спецификация

$$\ln \hat{P} = 10{,}5181 + 0{,}3117 \ln R + 0{,}6136 \ln H + \text{Региональные эффекты} + \text{Эффекты типа населенного пункта},$$

где R — месячная выручка (множитель обратного преобразования 1,1180).

Нормированный R^2 = 0,64, но разброс прогнозов выше, чем у итоговой модели, из-за неодинакового качества сведений о выручке: в объявлениях не всегда определены период, состав поступлений и связь показателя с имущественным комплексом. Эластичности по выручке и числу рукавов составили около 0,31 и 0,61; требуется стандартизированная отчетность за сопоставимый период.

Обсуждение

Модель объясняет значительную часть различий в ценах предложения, однако остаточная вариация остается существенной. Во многом это связано с особенностями исходных данных. Во-первых, объявления — не закрытые сделки: цена отражает позицию продавца и может включать переговорный запас, поэтому модель характеризует центральный уровень публичных запросов, а не рыночную стоимость. Во-вторых, в цену могут входить недвижимость, оборудование, действующий бизнес, товарные остатки и магазин, поэтому без стандартизации состава объекта коэффициенты частично отражают структуру предложения. В-третьих, итоговая модель использует 133 из 436 объявлений, а отсутствие сведений о выручке и проливе может быть систематическим (продавцы успешных станций раскрывают данные иначе, чем собственники недействующих), что ограничивает переносимость результата. В-четвертых, вне модели остаются трафик, конкуренция, бренд, состояние оборудования и правовой статус земли. В-пятых, диагностика ограничена агрегированным характером результатов: парные корреляции не исключают мультиколлинеарность, а визуальное сопоставление не заменяет тестов на гетероскедастичность и вневыборочной проверки. При повторном оценивании целесообразны коэффициенты инфляции дисперсии, робастные ошибки Уайта [9] и кросс-валидация.

На практике модель может использоваться как элемент цифровой системы управления сетью АЗС (для массового расчета ценовых ориентиров и выявления предложений, цена которых заметно отклоняется от расчетной). Подобный подход — расчет показателя по наблюдаемым параметрам с помощью статистической модели — давно применяется в нефтяной отрасли, например в виртуальных анализаторах на установках нефтепереработки [10, 11]. Для обоснования эффекта модернизации модель непригодна без причинно-следственного и финансово-экономического анализа.

Заключение

Итоговая логарифмическая модель по 133 наблюдениям объясняет 65,5 % вариации логарифма цены предложения АЗС и значима в целом; на 5%-ном уровне подтверждены связи цены с классом АЗС, числом ТРК, площадью строений и числом рукавов; коэффициент местоположения пограничен. Наибольшая эластичность у числа рукавов (0,708), далее следуют число ТРК (0,489) и площадь строений (0,155); это статистические ассоциации, а не доказательство причинного влияния. Результаты пригодны для скрининга предложений, но не заменяют индивидуальную оценку. Дальнейшее развитие требует данных о фактических сделках, стандартизированной выручки, пролива и трафика, индикаторного кодирования, тестов гетероскедастичности, робастных ошибок, поправки на обратное преобразование и вневыборочной проверки.

Список литературы

1. Rosen S. Hedonic prices and implicit markets: Product differentiation in pure competition // Journal of Political Economy. 1974. Vol. 82, No. 1. Pp. 34–55. DOI: 10.1086/260169.

2. Sirmans G. S., Macpherson D. A., Zietz E. N. The composition of hedonic pricing models // Journal of Real Estate Literature. 2005. Vol. 13, No. 1. Pp. 1–44. DOI: 10.1080/10835547.2005.12090154.

3. Анализ ценообразования автозаправочных станций в России: отраслевое исследование / ООО «КК “2Б Диалог”». М., 2026. 37 с.

4. Bdex.ru: портал данных об уровне доходов населения по регионам Российской Федерации [Электронный ресурс]. URL: https://bdex.ru/ (дата обращения: ноябрь 2025 г.).

5. Box G. E. P., Cox D. R. An analysis of transformations // Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological). 1964. Vol. 26, No. 2. Pp. 211–243. DOI: 10.1111/j.2517-6161.1964.tb00553.x.

6. Belsley D. A., Kuh E., Welsch R. E. Regression Diagnostics: Identifying Influential Data and Sources of Collinearity. New York : Wiley, 1980. DOI: 10.1002/0471725153.

7. Duan N. Smearing estimate: A nonparametric retransformation method // Journal of the American Statistical Association. 1983. Vol. 78, No. 383. Pp. 605–610. DOI: 10.1080/01621459.1983.10478017.

8. Halvorsen R., Palmquist R. The interpretation of dummy variables in semilogarithmic equations // American Economic Review. 1980. Vol. 70, No. 3. Pp. 474–475.

9. White H. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity // Econometrica. 1980. Vol. 48, No. 4. Pp. 817–838. DOI: 10.2307/1912934.

10. Лаврентьев В. А., Головина Е. С. Построение регрессионных уравнений для виртуальных анализаторов основных показателей качества процесса алкилирования // Мир нефтепродуктов. 2021. № 3. С. 6–10. DOI: 10.32758/2071-5951-2021-0-3-6-10.

11. Бугаев Е. С., Сафронов Е. М., Зуйков А. В. [и др.]. Программные средства планирования и оптимизации технологических схем нефтеперерабатывающих заводов // Мир нефтепродуктов. 2023. № 5. С. 46–53. DOI: 10.32758/2782-3040-2023-0-5-46-53.

Bogoutdinov B. B., Morozova T. N., Brezhnev A. D., Maksimenko A. D.

(2B Dialog Consulting Company LLC, Moscow, Russia)

Econometric Modeling of Asking Prices for Retail Fuel Stations: Evidence and Limitations from the Russian Market

Keywords: retail fuel station; petroleum product distribution infrastructure; asking price; econometric modeling; hedonic regression; logarithmic model; price determinants; digitalization.

Abstract

Drawing on 436 listings of retail fuel stations offered for sale across 60 federal subjects of the Russian Federation in 2025, this study examines the relationship between asking prices and station location, station class, number of fuel dispensers, number of fuel dispensing hoses, and total floor area of permanent structures. After restricting the sample to complete observations with strictly positive values, the final logarithmic regression model was estimated using 133 observations. The model explains 65.5% of the variation in the logarithm of asking price (R^2 = 0.655; adjusted R^2 = 0.642) and is statistically significant overall (F = 48.29; p < 0.001). At the 5% significance level, station class, number of fuel dispensers, total floor area of permanent structures, and number of fuel dispensing hoses are statistically significant, whereas the location coefficient is marginally significant (p = 0.058). For the quantitative variables, the estimated coefficients are interpreted as elasticities: holding other factors constant, a 1% increase in the number of fuel dispensers is associated, on average, with a 0.49% increase in asking price; a 1% increase in the total floor area of permanent structures, with a 0.15% increase; and a 1% increase in the number of fuel dispensing hoses, with a 0.71% increase. The findings indicate that the model is suitable for preliminary screening and large-scale market data analysis but cannot substitute for an asset-specific valuation. The model relies on publicly advertised asking prices, is sensitive to the completeness of listing descriptions, and does not account for traffic volumes, brand affiliation, the legal and tenure status of the land, equipment condition, or the composition of the business offered for sale.

References

1. Rosen S. Hedonic prices and implicit markets: Product differentiation in pure competition // Journal of Political Economy. 1974. Vol. 82, No. 1. Pp. 34–55. DOI: 10.1086/260169.

2. Sirmans G. S., Macpherson D. A., Zietz E. N. The composition of hedonic pricing models // Journal of Real Estate Literature. 2005. Vol. 13, No. 1. Pp. 1–44. DOI: 10.1080/10835547.2005.12090154.

3. Analysis of Retail Fuel Station Pricing in Russia: An Industry Study. Moscow: 2B Dialog Consulting Company LLC; 2026. 37 p.

4. Bdex.ru: A data portal on population income levels by region of the Russian Federation. URL: https://bdex.ru/ (accessed November 2025).

5. Box G. E. P., Cox D. R. An analysis of transformations // Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological). 1964. Vol. 26, No. 2. Pp. 211–243. DOI: 10.1111/j.2517-6161.1964.tb00553.x.

6. Belsley D. A., Kuh E., Welsch R. E. Regression Diagnostics: Identifying Influential Data and Sources of Collinearity. New York : Wiley, 1980. DOI: 10.1002/0471725153.

7. Duan N. Smearing estimate: A nonparametric retransformation method // Journal of the American Statistical Association. 1983. Vol. 78, No. 383. Pp. 605–610. DOI: 10.1080/01621459.1983.10478017.

8. Halvorsen R., Palmquist R. The interpretation of dummy variables in semilogarithmic equations // American Economic Review. 1980. Vol. 70, No. 3. Pp. 474–475.

9. White H. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity // Econometrica. 1980. Vol. 48, No. 4. Pp. 817–838. DOI: 10.2307/1912934.

10. Lavrentjev V. A., Golovina E. S. Formulating regression equations for the virtual analyzers of the main quality factors of the alkylation process // World of Petroleum Products. 2021. Vol. 3. Pp. 6–10. DOI: 10.32758/2071-5951-2021-0-3-6-10.

11. Bugaev E. S., Safronov E. M., Zuikov A. V. [et al.]. Software tools for planning and optimization of technological schemes of refineries // World of Petroleum Products. 2023. Vol. 5. Pp. 46–53. DOI: 10.32758/2782-3040-2023-0-5-46-53.